



日本企業の上場市場変更の効果に関する分析

著者	張 止楓
雑誌名	関西学院商学研究
号	76
ページ	43-63
発行年	2019-03-15
URL	http://hdl.handle.net/10236/00028148

日本企業の上場市場変更の効果に関する分析

張 止 楓

- 第1章 はじめに
- 第2章 上場市場変更の基準
- 第3章 上場市場変更に関する先行研究のレビュー
- 第4章 実証分析
- 第6章 まとめ

第1章 はじめに

株式上場企業にとって、上場市場の変更は最も重大な意思決定の一つであり、特に上場市場の昇格は、企業全体にポジティブな影響をもたらすと一般的に考えられている。上場昇格した企業は、証券取引所による審査を通じて、成長性のある優良企業として認められたというプロセスを背景として、当該企業の株式がより多くの投資家に買われ、株式の流動性が高まり、資金調達が容易になる可能性がある。

より具体的には、投資家にとって、上場市場を昇格した企業は、信用力がある程度保証されているため、より安全かつ将来性のある投資が行えるというメリットがある。この意味では、市場昇格銘柄は、市場変更前と比較して、投資家に売買され、株式の流動性が高まると考えられる。また、市場変更により、株主ベースが拡大し、取引参加者の構成も大きく変わるため、売買状況が変化し、流動性の向上につながる可能性もある。

宇野ほか[2004]による整理によれば、理論的に見て、Merton[1987]は、株主数増加に伴う株主ベースの拡大が、株式投資のリスク分散効果の向上をもたらし、その結果、株価を高めると分析している。Amihud and Mendelson [1986]によれば、市場流動性の向上もまた、株価を高める効果をもつ。Kadlec [1994]は、1980年代における市場変更企業を対象として分析し、投資家の注目度の向上は、市場流動性の向上へと繋がり、市場変更による株価上昇の源泉であるという結論を導いた。

日本企業の上場市場変更の効果に関する分析

本研究は、日本の株式市場における市場変更が、流動性・株主ベース・規模の変化を通じて、株価にどのような影響を及ぼしているかを検証する。本稿では、比較的新しいデータを採用し、2013年1月から2017年9月までに新興市場から本則市場へと市場変更を行った226銘柄を分析対象にした。さらに、本稿は分析対象となる銘柄を2通りに分類している。第一の分類は、変更前にマザーズ銘柄であったものとジャスダック銘柄であったものである。第二の分類は、移動先が東証1部と2部であったものである。これらの分類により、市場変更の基準の違いにより、それぞれ市場の銘柄に及ぼす影響についても確認する。

全体の結果を最初にここで要約しておく。まず、上場市場の変更のタイミング周辺において、株価の有意な上昇が観察された。次いで、新興市場のうち、マザーズ銘柄の市場変更による流動性上昇効果が、ジャスダック銘柄よりも強いが、その効果の差は変更先市場の相違によるものとはいえないことが分かった。最後に、個別銘柄ごとの要因が市場変更時における株価変化へ与える効果を、企業規模、株主ベース、市場流動性などから分析した。その結果、流動性の改善は、株価の向上と部分的につながっていることが判明した。他方で、企業規模と株主ベースの拡大は、むしろ、株価下落につながっていることが判明した。

本稿の構成としては、2章で新興市場から本則市場への上場変更についての基準とその比較について述べる。3章では市場流動性について具体的に説明する。4章では先行研究を整理する。5章では、仮説の提起、実証分析のフレームワークおよび各仮説の検証結果について説明する。最後にまとめと課題を述べる。

第2章 上場市場変更の基準

市場変更の要件として、株主数（市場変更時見込み）、流通株式（市場変更時見込み）、売買高、時価総額（市場変更時見込み）、事業継続年数、純資産の額（市場変更時見込み）、利益の額または時価総額（利益の額については、連結経常利益金額に少数株主損益を加減）、虚偽記載または不適正意見等、株式事務代行機関の設置、単位株主数（市場変更時見込み）、株式の譲渡制限、指定振替機関における取扱い、合併等の実施の見込みなどが挙げられる。¹⁾

各市場から1部変更の基準のうち、マザーズ市場から東証1部への市場変更は、基準の違いによってAとBの2つのパターンがあり、どちらかに適合しなければ

1) ここでの説明は、日本取引所グループのホームページに掲載している「市場変更基準」を参考にした。

張 止 楓

ばならない。東証1部に変更する際に、どちらのパターンであっても満たさなければならない要件は、株主数が2,200人以上であること、事業継続年数が3年間以上であること、連結純資産の額が10億以上であること、かつ単体純資産の額が赤字でないこと、最近2年間の利益の額の総額が5億円以上であること、または時価総額が500億円以上（最近1年間における売上が100億円未満である場合を除く）であること、東証の承認する株式事務代行機関に委託していること、単元株式数が100株であること、申請に係る株式の譲渡につき制限を行っていないこと、指定振替機関の振替業における取扱いの対象であること、などがある。

AとBの2つのパターンは、主に時価総額、つまり企業の規模によって違いが生じる。時価総額要件が250億円以上であるBパターンより、時価総額要件が40億円以上のAパターンに対する基準のほうが明らかに厳しい。具体的に言うと、流通株式についてBパターンの流通株式時価総額10億円以上に対して、Aパターンの流通株式時価総額が20億円以上であること、売買高について規定なしのBパターンに対してAパターンが申請日の属する月の前の月以前3ヶ月間およびその前の3ヶ月間の月平均売買高が200単位以上でなければならないこと、そして虚偽記載又は不適正意見等に関する年限の基準がBパターンよりAのほうが比較的厳しいことである。

ジャスダックから東証1部へ変更する場合、基準要件として株主数が2,200人以上、流通株式数が2万単位以上、流通株式数（比率）が上場株券等の35%以上、時価総額250億以上などが設けられている。表1が示すように、流通株式に関する基準のうち、流通株式時価総額が規定されていないこと以外、他の要件はすべてマザーズから1部への市場変更のBパターンと同じである。つまり、Aパターンより厳しいが、Bパターンより緩いと言える。

新興市場から東証2部への市場変更の基準を、各市場から1部変更の基準と比較してみると、各市場から市場1部への変更に對し、市場2部への変更に對する基準がかなり緩和している。マザーズから東証2部へ変更する場合、時価総額が20億円以上、流通株式数が4,000単位以上、流通株式数（比率）が上場株券等の30%以上などの基準があり、明らかに東証1部に変更するより緩いことが分かる。しかし現実的には、マザーズ市場から東証2部へ変更する企業より、市場1部へ変更する企業のほうが圧倒的に多い。²⁾ その理由としては、マザーズから東

2) 2013年から2017年9月の間、マザーズ市場から東証一部へ変更した銘柄は91社に対し、東証二部へ変更した銘柄は3社である。

日本企業の上場市場変更の効果に関する分析

証1部への市場変更の基準は、東証2部から東証1部への指定替えと比べるとほぼ同じであるため、わざわざ2部を経由する必要がないという理由が考えられる。

そしてジャスダックは、市場1部に変更するケースでは、株主数が2,200人以上、流通株式数が2万単位以上、流通株式数(比率)が上場株券等の35%以上、時価総額250億円以上などの要件に対し、市場2部に変更するケースでは、株主数が800人以上、流通株式数が4,000単位以上、流通株式時価総額が10億円以上、流通株式数(比率)が上場株券等の30%以上、時価総額が20億円以上などの要件があり、1部変更よりかなり緩いと言える。実際、ジャスダックから東証2部へ変更する会社が1部へ変更する会社より圧倒的に多い。³⁾

その理由は、ジャスダックから直接に東証1部に昇格するより、2部から1部に昇格する(1部指定)のほうが基準はかなり緩いことがある。ジャスダックから1部へ変更する場合の基準と比べると、1部指定替えの場合は、株主数が2,200人、流通株式数が2万単位以上、流通株式数(比率)が上場株券の35%以上、連結純資産の額が10億円以上(かつ単体純資産の額がマイナスでないこと)、最近2年間の経常利益の合計5億円以上あるいは時価総額が500億円以上(最近1年間における売上高が100億円未満である場合を除く)などの要件が同じだが、時価総額(指定時見込み)についてはジャスダックから東証1部に変更する場合に250億円以上を要するに対し、1部指定替えの場合にわずか40億円以上を要する。

第3章 上場市場変更に関する先行研究のレビュー

本章では、上場市場変更が株価や流動性に及ぼす効果について、主要な先行研究をレビューする。外島[2004]は、1996年から2000年までの間に店頭市場から取引所市場へ変更を行った企業を対象としている。収益率を対数売買高で回帰した係数 λ と日中価格変動性を売買高で除したMI係数を用いている。その結果、多くの銘柄において、市場変更により流動性が向上している。また、宇野[2004]は、1999年8月から2002年3月の期間に、ジャスダックから東証に上場変更した156銘柄を対象にしている。そこでは、東証1部への変更銘柄では、売買代金が増加することが示されている。東証2部への変更銘柄では、売買代金

3) 2013年から2017年9月の間、ジャスダック市場から東証一部へ変更した銘柄は33社に対し、東証二部へ変更した銘柄は98社である。

は増加していない。したがって、部分的に、流動性効果が支持されている。

これらの先行研究は、店頭市場であったジャスダックから取引市場である東証1、2部への昇格を研究しており、その分析の中心は店頭市場から取引所市場への変更であった。本稿は、ジャスダックとマザーズを代表とする新興市場から本則市場と呼ばれる東証1部と東証2部への変更を中心的に研究している。上記の先行研究を参考にして、比較的に新しいデータを用いて、その研究結果を再検証しながら、ジャスダックとマザーズ市場における市場変更が株価にもたらした効果を比較することが、本稿の意義である。

市場変更による株価変動と関連する要因についての先行研究として、大村ほか[1998]によれば、日本における株価変化と売買高とは正の関係を持っている。⁴⁾そして、Amihud [2002] は、1964年から1997年のNYSE 株式データを用いて、低流動性指標である ILLIQ は、事前の株式期待リターンと有意に正の関係を持っていると示した。同じく Amihud [2002] は、売買回転率は株式期待リターンと有意に負の関係を持っていることを示している。

これらの先行研究を参考にして、本稿は、売買高・ILLIQ・売買回転率を流動性指標として採用し、サンプル期間の株式収益率への影響を検証する。そして、本研究は、流動性が高いほど、事後的に見て実際に株価が上昇するという仮説をテストする。

流動性以外の重要なものとして、株主ベース・規模の変化が挙げられる。宇野ほか[2004]が整理した先行研究によれば、Merton [1987] は、株主数増加に伴う株主ベースの拡大が、投資のリスク分散効果の向上をもたらすため、株価が上昇すると述べている。Merton [1987] の理論を実証するために、Kadlec [1994] は、1980年代における市場変更企業を対象として分析し、投資家の注目度向上は、株主ベース拡大および流動性向上をもたらし、市場変更による株価上昇の源泉であるという結論を導いた。鈴木[2017]によると、公募増資の発行規模が大きいほど、株式超過収益率が低下する傾向がある。⁵⁾ 公募増資は、規模の拡大と関連しているため、本稿では、総資産変化率を一つの要因変数として用いる。ただし、企業規模の拡大への期待は、株価に正のインパクトを与える可能性もある。

4) 大村ほか[1998] 第四章「株価と売買高の関係」を参照。

5) 鈴木[2017] 第四章「公募増資アナウンス日の株価反応」を参照。

第4章 実証分析

4.1. 実証分析の対象サンプル

本研究のサンプルとして、2013年から2017年9月までの間で、東京証券取引所のホームページに掲載されている、新興市場（ジャスダックとマザーズ）から本則市場へ市場変更を行った226社を選んだ。表1が示すように、この226社のうち、ジャスダックから市場変更したのは132社、マザーズから市場変更をしたのは94社である。そして新興市場から東証1部に上場した企業は124社があり、東証2部に変更した企業は101社がある。1社だけはジャスダックからマザーズへ変更したため、特殊例として実証分析から外している。

表1：2013年から2017年9月まで各市場における市場変更銘柄数

	市場変更 銘柄数	東証1部 変更銘柄数	東証2部 変更銘柄数	ジャスダック 変更銘柄数	マザーズ 変更銘柄数
ジャスダック 銘柄数	132	33	98		1
マザーズ 銘柄数	94	91	3	0	
合計 銘柄数	226	124	101	0	1

4.2. 分析データ

本研究は上場市場変更を通して、株価に変化をもたらした主要因を明らかにするため、日次株価データを用いる。また、流動性指標を作成するために、日次売買高データと発行済み株式数を用いる。投資家の構成としては、株主数データを集めた。規模指標として総資産データを用いる。これらすべてのデータは日経NEEDS-Financial QUESTから取得した。

日次株価データと日次売買高データは、各企業が市場変更の承認取得を開示した日を基準にして、前後30日のデータ、計61日間のデータを用いた。市場変更の承認取得を開示した日を選ぶ理由は、市場変更が正式に行われた日よりむしろ、市場変更の株価へのアナウンスメント効果が強く、承認を開示した日およびその後の日の方が売買高の変動が激しいと想定されるからである。そして、発行済み株式数、総資産、株主数データとして、承認取得を開示した日の前後1年の年次データを用いた。

4.3. 流動性測定指標

市場変更を行った銘柄に関して、変更の承認が開示された日の前後30日の時系列データを収集した。用いる流動性指標として、売買高、ILLIQ、売買回転率を採用した。

(1) 売買高

売買高は、市場での売買量の活発さを示す代表的な流動性の一つの指標である。日本株式市場における株価と流動性の関係について、大村ほか[1998]によると、日本における株価変化と売買高とは正の関係を持っている。⁶⁾

(2) ILLIQ (低流動性指標)

ILLIQはAmihud[2002]が提唱した非流動性指標尺度であり、Illiquidityの略称である。日次データを用いて測定されるため、長期間の流動性指標として使うことができる。変数の定義上、流動性が高いほど、ILLIQの値が小さくなる。サンプル期間のILLIQを求めるための計算式は下記ようになる。⁷⁾

$$(\text{Daily}) \text{ILLIQ}_{i,t} = \frac{| \text{Daily Return}_{i,t} |}{\text{Volume}_{i,t}} \times 10^8$$

$\text{Daily Return}_{i,t}$: 第t日の株式iの日次株価リターン

$\text{Volume}_{i,t}$: 第t日の株式iの日次売買高

本稿は、ILLIQ指標を用いて、近年の日本株式市場における株価と流動性の関係を検証する。

(3) 売買回転率

売買回転率は、個別銘柄の流動性を表す流動性指標であり、売買高を発行済株式数で除することによって算出する。売買高と違い、1株当たりの流動性をとらえるため、企業規模の影響を除外できる。

$$\text{売買回転率}_{i,t} = \frac{\text{Volume}_{i,t}}{\text{発行済株式数}_{i,t}}$$

$\text{発行済株式数}_{i,t}$: 第t日の株式iの発行済株式数⁸⁾

6) 大村ほか『株式市場のマイクロストラクチャー』第四章を参照。

7) 10^8 をかけるのは、ILLIQの値を分かりやすくするためである。

8) 本稿における発行済株式数は、市場変更前の最後の一期の年次決算数値と市場変更後の第一期の年次決算数値の平均値である。

4.4. 市場変更による株価効果についての検証

(1) 市場変更による株価効果に関する実証仮説

市場変更により株価の上昇効果を検証するために、3つの仮説を設定する。

仮説1: 新興市場から本則市場への市場変更を行うと、株価が上昇する。

新興市場から本則市場へ市場変更を行うと、さまざまな要因（市場流動性・株主ベース・企業規模）を通じて、株価が向上すると予想される。この仮説の検証では、単純に、市場変更前後での株価の変化をテストする。ただし、仮説の背景として、市場流動性の改善、公募増資や資金調達が容易になること、それによる企業規模の拡大への期待、株主ベースの拡大への期待、そして市場変更による企業の知名度や信用力の向上を想定している。

仮説2: 東証1部に市場変更の多いマザーズの銘柄は、東証2部に市場変更の多いジャスダックの銘柄より、株価の上昇傾向が強い。

2章で説明したように、東証1部へ市場変更する場合、ジャスダック銘柄に対する基準はマザーズ銘柄に対する基準より厳しいため、市場変更を行ったほとんどの元ジャスダック銘柄は、東証2部に変更した。東証2部より、東証1部の知名度や信用度が高いと一般的に認識されているため、または、上場基準のハードルが高いため、東証1部変更の多いマザーズ銘柄の株価の上昇効果がジャスダック銘柄より強いと考えられる。

(2) 仮説検証

これらの仮説を検証するために、データを、①サンプル全体、②ジャスダック銘柄全体、③マザーズ銘柄全体3組に分け、それぞれの平均株価変化率の平均値、標準偏差、中央値、最小値、最大値を比較した。ここで株価変化率とは、市場変更承認開示後の30日の平均株価から市場変更承認開示前の30日（承認開示日も含む）の平均株価を差し引いて、その値を市場変更承認開示前の30日（承認開示日も含む）の平均株価を割ることによって算出した。

$$\text{平均株価変化率} = (\text{承認後の株価平均値} - \text{承認前の株価平均値}) \\ \div (\text{承認前の株価平均値})$$

表2：市場変更を行った銘柄の平均株価変化率

	①全体サンプル	②ジャスダック	③マザーズ
サンプル数	226	132	94
正の銘柄数(率)	155 (68.60)	89 (67.40)	66 (70.20)
負の銘柄数(率)	71 (31.40)	43 (32.60)	28 (29.80)
平均値	0.071	0.064	0.080
標準偏差	0.150	0.136	0.169
中央値	0.051	0.045	0.056
最小値	-0.282	-0.282	-0.236
最大値	0.742	0.651	0.750

仮説1に対して、表2によると、市場変更により、サンプル全体のうち、株価が上昇した銘柄数は155銘柄に対し、下落した銘柄数は71銘柄であり、上昇した割合が約7割近くを占めることが分かった。新興市場全体の平均株価変化率の平均値はともに正であり、承認後の30日の株価平均値は承認前30日（承認開示日も含む）の株価平均値より約7%上昇している。確認のため、t検定を実施した結果、「変化率の平均値がゼロである」という帰無仮説は棄却される（ $t=7.095$, $p<0.000$ ）。⁹⁾したがって、全体としては、仮説1の上場変更による株価上昇効果は支持されている。

仮説2について見ていく。ジャスダック市場による市場変更銘柄のうち、上昇した割合は、67%であり、7割近くとなっている。マザーズ市場による市場変更銘柄は、70%である。銘柄数の割合でみれば、若干、マザーズ市場での銘柄数が多くなっており、仮説2と整合的であるが、どちらも7割程度であり、市場間に顕著に大きな差異は見受けられない。そしてジャスダックからの市場変更銘柄の平均株価上昇率は、6.4%である。対して、マザーズ市場変更銘柄の平均株価上昇率は7.9%程度である。「東証1部に市場変更の多いマザーズの銘柄は、東証2部に市場変更の多いジャスダックの銘柄よりも、株価の上昇傾向が強い」という仮説2が、単純な上昇率の比較では支持されている。なお、t検定により、変化の統計的有意差をテストした。その結果、「市場によって平均株価変化率の差がない」という帰無仮説が10%水準でも棄却できないので（ $t=0.765$, $p>0.1$ ）、マザーズ銘柄とジャスダック銘柄の平均株価変化率に統計的に有意な差が見られなかった。よって、仮説2は、統計的に見て有意な形では支持されない。

9) t検定では、ジャスダックからマザーズへ市場変更した1銘柄を除いている。

日本企業の上場市場変更の効果に関する分析

仮説1の成立によって、市場変更というイベントは、確かに株価を高める効果を与えていることが分かった。しかし、仮説2に対しては、マザーズからの市場変更による株価の上昇効果は、ジャスダックからの市場変更による株価上昇効果よりやや強いことが分かったが、この結果は、統計的な検定では証明できなかった。したがって、市場間の制度的な差異が、全体の株価上昇効果をもたしているとは言えない。

4.5. 市場変更により株価に変動をもたらした各要因の検証

市場変更周辺での「①全体的な株価上昇」効果を確認し、かつ、「②市場間の差異」による効果は明確には観察されなかった。そのため、次にこのセクションでは、株価変動に影響を及ぼす可能性のある「③個別企業ごとの要因」について考察する。具体的には、市場変更を行った企業の企業規模、株主ベース、流動性の変動が、株価変動へ与える効果を分析する。

以下では、5つの仮説を設定する。

(1) 市場別流動性上昇効果の比較に関する仮説

仮説3：新興市場から本則市場への市場変更がマザーズ銘柄に与えた流動性の上昇効果が、ジャスダック銘柄より強い。

仮説4：新興市場から本則市場への市場変更が1部変更を行った銘柄に与えた流動性の上昇効果が、2部変更を行った銘柄より強い。

(2) 個別銘柄の要因変数が株価変化に与える効果に関する仮説

仮説5(規模効果)：新興市場から本則市場への市場変更を行うと、企業規模の拡大が期待され、株価が上昇する。

知名度の高い本則市場へ上昇することにより、株式市場からの資金調達が以前より容易となり、企業規模の拡大が期待されると考えられ、その期待により株価が上昇する。

仮説6(株主ベース拡大効果)：新興市場から本則市場への市場変更を行うと、株主ベースが拡大され、株価が上昇する。

Merton [1987]の理論は、株主ベースの拡大は株主によるリスク分散効果の向上につながり、株価にポジティブな影響をもたらすと論じている。本稿は、これに基づいて、市場変更が株主ベースの拡大をもたらすと想定し、その拡大への期待により株価が上昇すると仮定する。

仮説7(流動性効果①)：新興市場から本則市場への市場変更を行うと、『売買高』が増加し、株価が上昇する。

本則市場へ変更した新興市場企業は、投資家の認知度が高まり、株式の売買がより頻繁に行われるであろう。その売買の増加によって、流動性が高まり、株価も上昇すると考えられる。

仮説8(流動性効果②)：新興市場から本則市場への市場変更を行うと、『低流動性指標 ILLIQ』が下落し(流動性は増加)、株価が上昇する。

市場変更によって、銘柄の流動性が高まることが期待され、低流動性指標 ILLIQ が低くなり、株価が上昇する。

仮説9(流動性効果③)：新興市場から本則市場への市場変更を行うと、『売買回転率』が上昇し、株価が上昇する。

市場変更によって、銘柄の流動性が高まることが期待され、株式取引が変更前より頻繁に行われると想定して、売買回転率が高まり、株価が上昇する。

これらの仮説を通じて市場変更が株価に影響をもたらす要因を探るために、新興市場から本則市場への市場変更周辺での株価変化率と上記の仮説で説明した諸要因を含む線形回帰モデルを設定する。

$$\text{price}_i = + \quad \text{asset}_i + \quad \text{stockholder}_i + \quad \text{volume}_i + \quad \text{ILLIQ}_i + \\ \text{turnover}_i + \quad i$$

ただし、回帰モデルの変数は次のように定義した：

日本企業の上場市場変更の効果に関する分析

$\Delta price_i$ (株価変化率)

= (承認開示日後 30 日平均株価 - 承認開示日前 30 日平均株価 (承認開示日も含む)) / 承認開示日前 30 日平均株価 (承認開示日も含む)

$\Delta asset_i$ (総資産変化率)

= (承認開示日後に開示した総資産 - 承認開示日前に開示した総資産) / 承認開示日前に開示した総資産

$\Delta stockholder_i$ (株主数変化率)

= (承認開示日後に開示した株主数 - 承認開示日前に開示した株主数) / 承認開示日前に開示した株主数

$\Delta volume_i$ (売買高)

= (承認開示日後 30 日平均売買高 - 承認開示日前 30 日平均売買高 (承認開示日も含む)) / 承認開示日前 30 日平均売買高 (承認開示日も含む)

$\Delta ILLIQ_i$ (低流動性指標変動率)

= (承認開示日後 30 日間 ILLIQ - 承認開示日前 30 日間 ILLIQ (承認開示日も含む)) / 承認開示日前 30 日間 ILLIQ (承認開示日も含む)

$\Delta turnover_i$

= (承認開示日後 30 日間売買回転率 - 承認開示日前 30 日間売買回転率 (承認開示日も含む)) / 承認開示日前 30 日間売買回転率 (承認開示日も含む)

これらの変数は、すべて変化率の形として使われている。その理由は、単純な差分を用いると、企業の規模や注目度が違うことによって、データのばらつきが非常に大きくなるからである。市場変更を行った銘柄を市場別で比較するために、本稿はサンプルを、マザーズからの市場変更銘柄、ジャスダックからの市場変更銘柄、東証 1 部へ変更した銘柄、東証 2 部へ変更した銘柄に分け、株価、総資産、株主数、売買高、ILLIQ、売買回転率などの要因の承認開示日前後の平均値の変動を表 3、表 4、表 5 と表 6 でまとめた。

(3) 市場別流動性上昇効果の比較に関する仮説の検証

表3は承認公表日前後30日ジャスダック銘柄の変数の要約統計であり、表4は承認公表日前後30日マザーズ銘柄の変数の要約統計である。表5と表6は、それぞれ承認公表日前後30日東証1部へ市場変更を行った銘柄と東証2部へ市場変更を行った銘柄の変数の要約統計である。

表3によると、ジャスダック市場のサンプル銘柄の平均株価、平均株主数、平均売買高、平均売買回転率が、市場変更により有意に上昇して、平均ILLIQが有意に下落している。一方、表4によると、マザーズ市場のサンプル銘柄の平均株価、平均総資産、平均株主数が有意に上昇し、ILLIQが有意に下落している。

ここで、特に注目すべきなのは、表3が示したジャスダックのILLIQが変更前の1.95から変更後の1.16になったことに対して、表4が示したマザーズのILLIQが変更前の3.739から変更後の0.593になり、しかもどちらも有意であった。この結果は、仮説3が想定したように、マザーズ銘柄の市場変更はジャスダック銘柄の市場変更より、流動性に与える上昇効果が大きいことを示している。そして、マザーズ銘柄は市場変更前にジャスダック銘柄より流動性が低く、市場変更後はジャスダック銘柄より高くなることが言える。

表3：ジャスダック銘柄の市場変更前後での変化

	前後変化分	t 値	p 値
平均株価	88.1	4.004	0.0001
平均総資産	3185	1.274	0.205
平均株主数	816	3.201	0.0018
平均売買高	123120	2.512	0.013
平均ILLIQ	-0.79	-3.923	0.0001
平均売買回転率	0.051	2.128	0.035

表4：マザーズ銘柄の市場変更前後での変化

	前後変化分	t 値	p 値
株価	54.4	2.398	0.018
総資産	636	2.465	0.016
株主数	2060	4.814	7.358e-06
売買高	110022	0.989	0.326
ILLIQ	-3.15	-1.42	0.16
売買回転率	0.004	0.675	0.502

日本企業の上場市場変更の効果に関する分析

次に仮説4を検証する。表5は承認公表前後東証1部変更銘柄の変数の要約統計とt検定であり、表6は承認公表前後東証2部変更銘柄の変数の要約統計とt検定である。表5によると、東証1部へ市場変更を行った銘柄は、平均株価、平均株主数、平均売買高と平均売買回転率が10%水準で有意に上昇し、平均ILLIQが下落したが、有意ではない。一方、表6によると東証2部へ市場変更を行った銘柄は、平均株価、平均株主数が有意に上昇し、ILLIQが有意に下落した。

流動性指標である変数のうち、東証1部の平均売上高の前後変化分（154364百万円）が東証2部の平均売買高の前後変化分（74024百万円）より倍以上に上回っているが、東証1部のみが有意であった。平均売買回転率の変化について、両市場においても有意ではないが、東証2部変更銘柄の平均売買回転率の上昇率（36%）のほうが東証1部（3%）より大きく上回っていることが分かった。

そして、東証1部変更銘柄の平均ILLIQが変更前の3.309から変更後の0.437になった一方、東証2部変更銘柄の平均ILLIQは変更前の2.294から変更後の1.533へ変化した。つまり、東証2部変更銘柄は市場変更によりその流動性がある程度上がったが、それ以上に、東証1部変更銘柄の変化率は、比較的顕著に大きい上昇幅を示していることが明らかになった。しかし、東証1部変更銘柄の平均ILLIQの変化は有意ではない。これら結果は仮説4を支持しているとは言えない。

表5：東証一部変更銘柄の市場変更前後での変化

	前後変化分	t 値	p 値
株価	105	3.979	0.0001
総資産	3669	1.38	0.17
株主数	1395	3.368	0.001
売買高	154364	1.748	0.083
ILLIQ	-2.603	-1.541	0.126
売買回転率	0.03	3.681	0.00036

表6：東証二部変更銘柄の市場変更前後での変化

	前後変化分	t 値	p 値
株価	39	2.837	0.005
総資産	241	1.09	0.278
株主数	1209	7.653	2.225e - 11
売買高	74024	1.346	0.182
ILLIQ	- 0.761	- 3.445	0.0008
売買回転率	0.036	1.181	0.241

注：

1. 総資産と株主数のデータは、承認公表前後の年度決算短信により取得したため、1年間の期間間隔がある。
2. 承認公表前 30 日は、承認公表日も含む。
3. (B) のテストには、対応のある t 検定を用いた。

これらの検証結果により、仮説3である「新興市場から本則市場への市場変更がマザーズ銘柄に与えた流動性の上昇効果がジャスダック銘柄より強い」が成立し、仮説4である「新興市場から本則市場への市場変更が1部変更を行った銘柄に与えた流動性の上昇効果が2部変更を行った銘柄より強い」が成立するとは言えない。

(4) 各要因変数と株価変化との関連性に関する仮説

次に、企業個別の要因変数が株価変化に与える影響に関する仮説を検証する。変更市場と対象市場の違いにより、株価変化を説明するモデルによる重回帰分析の結果を用いて、ジャスダックからの市場変更(表7)、マザーズからの市場変更(表8)、東証1部への市場変更(表9)、東証2部への市場変更(表10)を作成した。

各モデルの説明力について、表7はF値が2.237 ($p < 0.1$)であり、説明変数がすべてゼロであるという帰無仮説は棄却される。他方で、決定係数は0.091であり、モデルの説明力は低い。表8はF値が5.762 ($p < 0.000$)であり、決定係数は0.295であり、モデルの説明力は、ジャスダックのケースよりも高い。表9はF値が5.549 ($p < 0.000$)であり、決定係数は0.224、表10はF値が2.539 ($p < 0.000$)、決定係数は0.131であり、ほぼ同様である。

表7はジャスダックからの市場変更銘柄における回帰結果である。表7による

日本企業の上場市場変更の効果に関する分析

と、株価変化率に対して、売買高変化率は正の推定係数を示し（係数＝73.441、 $t = 1.698$ 、 $p = 0.092$ ）、ILLIQ 変化率は負の推定係数を示しており（係数＝ -0.052 、 $t = -1.661$ 、 $p = 0.099$ ）どの変数も10%水準で有意である。つまり、市場変更前後での売買高増加や ILLIQ で測った流動性増加は、有意に株価を高めている。流動性の向上が、市場変更による株価効果の要因であるという仮説7、8は支持される。他方で、売買回転率で測った流動性増加は、株価を低下させる傾向がある。これは反対に、仮説9を支持しない。そのため、ジャスダックによる市場変更銘柄の株価変化率と流動性との関係については、部分的な仮説の支持は得られたが、明確な結論をつけることができない。他の変数について、株価変化率は、総資産変化率と株主数変化率とは負の関係を持っているが、有意ではない。規模増加効果や株主ベース拡大効果が、ジャスダックによる市場変更での、株価への上昇効果をもたらしたかどうかは明確に結論できない。

表8はマザーズからの市場変更銘柄における回帰結果である。表8によると、株価変化率は、10%水準で株主数変化率と正で有意な負の関係を持っている（係数＝ -0.022 、 $t = -1.783$ 、 $p = 0.079$ ）。マザーズによる市場変更において、株主ベースの拡大が株価上昇につながっていないため、仮説6は支持されない。むしろ、株主数を拡大させるような市場変更は、全体的に株価を低下させている。この結果への考えられる理由としては、市場変更に伴う新株発行が関係しているかもしれない¹⁰⁾。つまり、市場変更を行った銘柄のうち、公募・売出しを行う企業が多数あるため、新株発行による株式の希薄化がもたらされることを投資家が嫌気して、それが株価低下につながっているかもしれない。総資産変化率の推定係数は、負値であるが、統計的に有意ではない。流動性指標について見ると、仮説8の予想と一致して、ILLIQ 変化率は負の推定係数を持つが有意な水準ではない（係数＝ -0.017 、 $t = -0.452$ 、 $p = 0.652$ ）。売買回転率の変化率も、仮説9と一致して、正の関係を持っているが有意では無い（係数＝10.863、 $t = 0.182$ 、 $p = 0.856$ ）。推定係数の符号自体は、流動性の上昇が株価にポジティブな影響を与えていると示唆しているが、統計的な有意性が欠如しているため、マザーズ市場による市場変更銘柄における流動性と株価の関係は曖昧である。

10) 鈴木 [2017] 第4章によると、日本の公募増資アナウンス日前後、公募発行規模が大きいほど株式超過収益率はマイナス方向になる。

張 止 楓

表7：ジャスダックからの市場変更銘柄における回帰結果

	係数	t 値	p 値
α 定数項	-2.411	-1.671	0.098 *
asset	-0.048	-0.382	0.704
stockholder	-0.002	-0.121	0.904
volume	73.441	1.698	0.092 *
ILLIQ	-0.052	-1.661	0.099 *
turnover	-75.881	-1.697	0.092 *
R ² 決定係数	0.091		
F 値	2.237 *		

注：* は有意水準 10% ** は有意水準 5% *** は有意水準 1% あることを示す。

表8：マザーズからの市場変更銘柄における回帰結果

	係数	t 値	p 値
α 定数項	0.093	3.615	0.000567 ***
asset	-0.156	-1.411	0.163
stockholder	-0.022	-1.783	0.079 *
volume	-10.846	-0.181	0.857
ILLIQ	-0.017	-0.452	0.652
turnover	10.863	0.182	0.856
R ² 決定係数	0.295		
F 値	5.762		

注：* は有意水準 10%、** は有意水準 5%、*** は有意水準 1% あることを示す。

表9は東証1部昇格銘柄における回帰結果である。表9によると、株価変化率は総資産変化率と有意に負の関係を持っている（係数 = -0.172、 $t = -1.764$ 、 $p = 0.081$ ）。そして、株価変化率は株主変化率とも負の関係を持っているが、統計的に有意ではない。流動性について、売買回転率の変化率は、正の推定係数をもっているが有意ではない（係数 = 0.3、 $t = 1.286$ 、 $p = 0.202$ ）。ILLIQ 変化率も同様に、有意ではない（係数 = 0.038、 $t = 0.834$ 、 $p = 0.407$ ）。そのため、東証1部へ市場変更を行った銘柄における流動性と株価の関係は、不明である。

表10は東証2部昇格銘柄における回帰結果である。表10によると、株価変化率は、総資産変化率と正の関係があり（係数 = 0.079、 $t = 0.51$ 、 $p = 0.611$ ）、株

日本企業の上場市場変更の効果に関する分析

主数変化率と負の関係を持っている（係数＝－0.018、 $t = -1.08$ 、 $p = 0.283$ ）が、どちらも有意ではない。流動性について、売買高変化率の上昇とILLIQ変化率の低下は株価にポジティブな影響を与えており、流動性効果と一致する。ただし、ILLIQ変化率は5％水準で有意であり（係数＝－0.056、 $t = -2$ 、 $p = 0.049$ ）、他方で、売買高変化率の係数は有意ではない（係数＝0.065、 $t = 0.049$ 、 $p = 0.961$ ）。売買回転率の上昇は株価にネガティブな影響を与えているが有意ではない（係数＝－0.055、 $t = -0.04$ 、 $p = 0.968$ ）。この結果により、東証2部昇格銘柄における流動性と株価の関係については、流動性改善が株価にポジティブな影響を与えるという仮説は部分的に支持される。

表9：東証一部への市場変更銘柄における回帰結果

	係数	t 値	p 値
α 定数項	0.122	4.628	$1.16e - 05^{***}$
asset	－0.172	－1.764	0.081 *
stockholder	－0.017	－1.441	0.153
volume	－0.284	－1.222	0.225
ILLIQ	0.0382	0.834	0.407
turnover	0.300	1.286	0.202
R ² 決定係数	0.224		
F 値	5.549		

注：* は有意水準10％、** は有意水準5％、*** は有意水準1％あることを示す。

表10：東証二部への市場変更銘柄における回帰結果

	係数	t 値	p 値
α 定数項	0.028	0.603	0.548
asset	0.079	0.510	0.611
stockholder	－0.018	－1.080	0.283
volume	0.065	0.049	0.961
ILLIQ	－0.056	－2.001	0.049 **
turnover	－0.055	－0.040	0.968
R ² 決定係数	0.131		
F 値	2.539		

注：* は有意水準10％、** は有意水準5％、*** は有意水準1％であることを示す。

これまでの回帰分析結果により、各要因変数がどのように株価に関連するかという仮説の検証結果をまとめる。

仮説5である「新興市場から本則市場への市場変更を行うと、企業規模の拡大が期待され、株価が上昇する」について、4つの表のうちに、表9である東証1部昇格銘柄について、総資産変動率の係数がマイナスであり、統計的にも有意である。したがって、仮説5を部分的に支持していない。つまり、市場変更による企業規模の拡大は、ある程度、公募・売出しと関連しているかもしれない。市場変更を行った銘柄の中には、公募・売出しを行う企業が多数あるため、株式の希薄化が起こることを投資家がマイナスに評価している可能性がある。

仮説6である「新興市場から本則市場への市場変更を行うと、株主ベースが拡大され、株価が上昇する」について、全般的に負の推定係数が出ており、表8であるマザーズによる市場変更銘柄では統計的にも有意である。この検証結果は仮説6を支持しない。つまり、株主ベースの拡大は投資家にとって望ましくないということであり、Merton [1987] による「株主ベースの拡大は株主によるリスク分散効果の向上につながり、株価にポジティブな影響をもたらす」という主張と対照的である。ひとつの可能性として、市場変更による株主ベース拡大は公募・売出しとの関わりが大きく、規模拡大の効果と同じく株式の希薄化への懸念があると考えられる。

仮説7である「新興市場から本則市場への市場変更を行うと、売買高が増加し、株価が上昇する」、仮説8である「新興市場から本則市場への市場変更を行うと、ILLIQ が低くなり、株価が上昇する」、仮説9である「新興市場から本則市場への市場変更を行うと、売買回転率が上昇し、株価が上昇する」の流動性に関連する3つの仮説のうち、仮説8が表7のジャスダックによる市場変更銘柄に対する検証結果と、表10の東証2部昇格銘柄に対する検証結果によって有意に支持されている。仮説7は表7の検証結果のみが有意に支持され、仮説9は表7の検証結果により、支持されていない。

流動性に関する仮説の検証結果をまとめると、仮説7、「ジャスダック市場から本則市場への市場変更」に限定して成立する。仮説8は「ジャスダック市場から本則市場への市場変更」あるいは「新興市場から東証2への市場変更」に限定して成立する。仮説9は、表7の実証結果によって成立しない。三つの流動性指標全般的に仮説を支持しているわけではなく、部分的に、流動性改善が株価上昇につながる事が示された。

第6章 まとめ

本稿では、日次株式データを用いて、新興市場から本則市場への市場変更が、株価へ与えた影響を分析した。実証分析結果によると、第一に、全体的に見て、ジャスダックとマザーズ双方の市場における市場変更により、株価が上昇することが確認された。第二に、株価上昇の程度に対して、ジャスダックとマザーズの間に顕著な相違は見られなかった。第三に、市場変更が流動性に与えるインパクトについて、新興市場から本則市場への市場変更がマザーズ銘柄に与えた流動性の上昇効果がジャスダック銘柄より強い。一方、変更先市場を分けると、東証2部変更銘柄の流動性が有意に上昇しており、東証1部変更銘柄の流動性も上昇したものの統計的に有意ではないため、変更先市場の相違が流動性にもたらす影響は明確に結論できない。第四に、株価の変動と関係している可能性のある企業規模、株主ベース、流動性などの上昇も検証した。その中で、流動性の改善が、部分的にはあるが、株価向上に寄与していることが分かった。その他の規模拡大、株主ベースの拡大については、株価向上にはつながっていない。むしろ、株価の下落につながっているケースもある。

最後に今後の課題を述べる。今回の研究では、市場間の相違が上場変更時の株価効果に与える影響を検証するとともに、株価変化に影響する銘柄別の要因を明確にするという考えに基づいて、分析を行った。しかしながら、結果的には、必ずしも全体として強く一貫した結論を得られていない部分もあった。本研究の補足的な研究として、今後は、東証1部上場銘柄の流動性効果が有意ではない要因を探ることや、売買回転率が株価変化率と負の関係を持っている原因を検証していきたい。そして、本研究の発展として、株価に影響をもたらす要因変数を市場流動性に集中し、他の流動性指標の分析も試みたい。たとえば、本稿でも紹介したビッド・アスク・スプレッドやデプス指標が候補となる。また、業種、公募増資の有無などの相違による効果も考慮し、さらに市場変更による流動性の変化が大きい銘柄と小さい銘柄と分けて分析を行い、市場変更が株価へインパクトを与える要因をさらに明確にすることが、今後の研究課題である。

(著者は、関西学院大学大学院商学研究科博士課程後期課程1年)

参考文献：

- 宇野 淳・柴田 舞・嶋谷 毅・清水 季子 [2004] 「上場変更と株価：株主分散と流動性変化のインパクト」『金融研究』日本銀行金融研究所、6月、37-60頁。
- 竹原 均 [2009] 「日本株の流動性測定と株式リターンとの関係―日次データを用いた分析」『証券アナリストジャーナル』日本証券アナリスト協会、6月、5-18頁。
- 木村 博道・秋山 英三 [2007] 「流動性指標に見るトレーダーの行動」『情報処理学会論文誌数理モデル化と応用 (TOM)』一般社団法人情報処理学会、12月、1-9頁。
- 外島 健嗣・高屋 定美 [2004] 「株式上場市場の変更による流動性への影響」『証券経済研究』日本証券経済研究所、第46号、6月、183-196頁。
- 鈴木 健嗣 [2017] 『日本のエクイティ・ファイナンス』中央経済社。
- 坂和 秀晃・渡辺 直樹 [2016] 『金融自由化で日本の証券市場はどう変わったか：市場流動性とマーケット・マイクロストラクチャー分析』ミネルヴァ書房
- 大村 敬一・宇野 淳・川北 英隆・俊野 雅司 [1998] 『株式市場のマイクロストラクチャー』日本経済新聞社。
- 山田 剛史・杉澤 武俊・村井 潤一郎 [2016] 『Rによるやさしい統計学』オーム社。
- 榊原 茂樹・城下 賢吾・姜 喜永・福田 司文・岡村 秀夫 [2013] 『入門証券論・第3版』有斐閣コンパクト。

- Amihud, Y. (2002) "ILLIQUIDITY AND STOCK RETURNS: Cross-Section and Time-Series Effects," *Journal of Financial Markets*, 5 (1), January, pp.31-56.
- Kadlec, Gregory B. and John J. McConnell (1994), "The Effect of Market Segmentation and Illiquidity on Asset Prices: Evidence from Exchange Listings," *Journal of Finance*, 49 (2), June, pp.611-636.
- Kyle, A. (1985). "Continuous Auctions and Insider Trading," *Econometrica*, 53 (6), pp.1315-1335
- Merton, Robert C. (1987) "A simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information," *Journal of Finance* 72, No.3.
- Amihud, Yakov; Mendelson Haim (1986) "Asset Pricing and the Bid-Ask Spread," *Journal of Financial Economics* 17 223-249